

STRATÉGIES DE RECHERCHE, CONTRAINTES SPATIALES ET HÉTÉROGÉNÉITÉ DES TRANSITIONS VERS L'EMPLOI : ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE D'UN MODÈLE STRUCTUREL DE RECHERCHE*

Sandra CAVACO

Jean-Yves LESUEUR

GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Économique)

UMR-CNRS

Université Lumière Lyon 2

Mareva SABATIER

IREGE (Institut de Recherche en Économie et Gestion)

Université de Savoie

RÉSUMÉ – Dans cet article, deux stratégies de recherche d'emploi concurrentes sont introduites comme facteurs explicatifs du taux de sortie du chômage. Le modèle de prospection en équilibre partiel construit oppose une première stratégie consistant à limiter la zone de recherche à la zone de compétence de l'agence publique pour l'emploi à une stratégie alternative, plus coûteuse, qui permet, à travers la mobilisation des procédures marchandes et du réseau social, d'élargir l'horizon spatial de la recherche. L'introduction de cette dualité des stratégies de recherche dans le cadre d'un modèle de recherche à environnement stationnaire fait apparaître à l'équilibre des effets théoriques ambigus sur la durée d'accès à l'emploi. L'estimation économétrique de la fonction de vraisemblance associée à l'expression du taux de sortie du chômage vise à lever cette ambiguïté. Réalisée en deux étapes afin de contrôler la sélectivité du choix des stratégies de prospection, notamment l'effet des contraintes spatiales, l'estimation économétrique des taux de sortie du chômage contrôle également l'hétérogénéité des transitions individuelles vers l'emploi et la présence potentielle d'hétérogénéité inobservable. Les résultats économétriques concluent alors à l'endogénéité des stratégies de prospection et à leur influence discriminante sur les durées d'accès aux différents types emplois.

* La partie économétrique de cet article qui exploite les données de l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi » a pu être réalisée grâce au concours conjoint de la Direction de l'Animation de la Recherche, des Études et des Statistiques (DARES) du ministère de l'Emploi et de la Solidarité et du Commissariat général du plan. Cet article a bénéficié de discussions stimulantes avec Christian Belzil, Bernard Fortin, David Margolis, Florence Goffette-Nagot, Nadia Joubert et Claude Montmarquette. Les auteurs remercient également l'arbitre anonyme de la revue dont les commentaires et suggestions ont permis d'amender la version initiale de l'article. Les éventuelles erreurs ou omissions n'engagent toutefois que les auteurs.

ABSTRACT – This paper provides new developments in job search theory, incorporating a duality in search strategies which compose the offer rate. Two strategies are modelled. A first one, called passive strategy, consists in searching exclusively in the spatial area of the public employment agency. The alternative strategy allows to extend search area, using other media, like networks or advertisements. Introducing this duality leads us to ambiguous effects of search strategies on the theoretical exit rate. A micro-econometric estimation allows us to overcome this difficulty. A two-step method is chosen in order to, first, study the strategies' selection rule and, second, to take into account multiple destinations after unemployment and possible unobserved heterogeneity in the duration model. Results highlight the selectivity of the search strategies' choice, in particular the role of spatial constraints. Besides, they conclude to discriminate impacts of job search strategies on exit rates, according to the job found.

La contribution scientifique des travaux de Marcel Dagenais en économétrie est mondialement reconnue. Son souci permanent d'allier la recherche théorique à la réfutation empirique, l'élaboration d'outils économétriques permettant de mieux contrôler les sources de biais inhérentes aux erreurs de mesures, à l'omission de variables ou aux données manquantes ont fortement contribué au développement de la microéconométrie contemporaine. En souvenir des discussions stimulantes que nous avons eues au Québec et en France, il ne fait aucun doute que ses qualités humaines, son esprit d'ouverture et son sens du dialogue ont facilité la diffusion des résultats de ses recherches auprès d'un large public. Dans sa conférence inaugurale des VII^{es} journées de microéconomie appliquée à Montréal, en 1990, Marcel Dagenais sensibilisait les économistes aux « Pièges et limitations de l'analyse microéconométrique ». Espérons que les outils économétriques mobilisés comme les résultats obtenus dans cet article réalisé en collaboration avec Sandra Cavaco et Mareva Sabatier en son hommage aient su s'inscrire dans l'orientation de son message.

Jean-Yves Lesueur

INTRODUCTION

Dans l'analyse des facteurs explicatifs des transitions individuelles du chômage vers l'emploi, les travaux économétriques développés ces dernières années ont concentré leur attention sur l'influence des caractéristiques individuelles et des politiques publiques mises en place pour améliorer les chances de retour à l'emploi (Bonnal, Fougère, Serandon, 1995; Werquin, 1997; Dormont, Fougère, Prieto, 2001). Au delà du caractère particulièrement discriminant de ces facteurs, l'étude proposée dans cet article vise à mesurer l'influence de certaines contraintes spatiales rencontrées par les chômeurs au cours de leur recherche d'emploi sur l'hétérogénéité et la qualité des issues au chômage. Ainsi, le lieu de résidence, centre-ville ou périphérie, l'éloignement des zones de concentration des emplois comme des agences publiques de placement sont autant de facteurs qui peuvent affecter l'efficacité de la recherche d'emploi et conditionner les transitions du chômage à l'emploi.

La littérature développée sur le thème du *spatial mismatch* propose un tel rapprochement entre la théorie de la recherche d'emploi et l'économie spatiale (Kain, 1992; Petrongolo, Wasmer, 1999; Zenou, 2000). Dans le contexte particulier des villes américaines, il s'agit d'expliquer le défaut d'appariement spatial entre la localisation des emplois dans les banlieues et la localisation de la population noire en centre-ville. Dans un modèle de recherche statique, Holzer, Ihlandfeld et Sjoquist (1994) cherchent à identifier pour des jeunes Noirs et des jeunes Blancs les relations entre la recherche d'emploi, les déplacements domicile - travail et la localisation des emplois. Dans ce modèle, toute augmentation du coût unitaire de déplacement réduit la distance de prospection et par-là augmente la durée de l'épisode de chômage. Or, de par la décentralisation des emplois en périphérie, la population noire, localisée en centre-ville, supporte les contraintes de coût de déplacement les plus fortes. Les estimations économétriques sur données américaines font ainsi clairement apparaître que l'absence de possession de voitures pour les Noirs et leur concentration dans le centre des villes réduisent de manière sensible leur distance de recherche et de ce fait augmentent leur risque de survie dans l'état de chômage. À partir de l'estimation économétrique de modèles de durée, Rogers (1997) s'intéresse également à l'analyse de l'influence des coûts de transport, des coûts de recherche et de la distribution spatiale des emplois sur la durée des épisodes de chômage. L'auteur propose l'estimation de plusieurs spécifications de modèles de durée non paramétrique puis paramétrique à partir de données sur l'État de Pennsylvanie. Les résultats économétriques obtenus ne permettent cependant pas d'apporter une conclusion nette quant à l'influence de la distribution spatiale des emplois sur la durée de chômage. Van Den Berg et Gorter (1997) proposent quant à eux l'estimation économétrique d'un modèle structurel de recherche en environnement non stationnaire dans lequel la dimension spatiale de la prospection est introduite de manière explicite. La fonction d'utilité du demandeur d'emploi prend en compte à la fois le salaire et le temps de déplacement domicile - travail. Les données hollandaises exploitées sont particulièrement riches en ce sens qu'elles permettent de disposer des réponses subjectives des chômeurs sur leurs salaires de réserve en fonction de différents contextes. Il est ainsi possible de tenir compte de l'hétérogénéité des salaires de réserve dès lors que l'accès à l'emploi s'accompagne ou non d'une mobilité géographique. Les estimations des paramètres du modèle structurel permettent d'identifier les effets spécifiques de trois catégories de variables : les attributs individuels, les caractéristiques du ménage et les facteurs environnementaux. Si les caractéristiques individuelles telles que la nationalité, l'expérience professionnelle et le niveau de formation s'avèrent non déterminantes, un des résultats particulièrement significatifs de l'estimation économétrique porte sur l'influence de la structure familiale dans l'arbitrage entre salaire et temps de trajet domicile - travail. Ainsi pour les femmes, le nombre d'enfants réduit sensiblement la disposition marginale à accepter des temps de parcours domicile - travail plus longs pour accéder aux emplois. Chaque enfant supplémentaire augmente la prime marginale salariale pour deux heures de trajet par jour de près de 80 dollars par mois.

Ces faits stylisés militent en faveur de la prise en compte de la dimension spatiale de la recherche dans l'étude des taux de sortie du chômage. Notre contribution à ce niveau consiste à analyser dans le cas français l'influence du choix de l'horizon spatial de la recherche et des contraintes spatiales rencontrées au cours de la recherche sur la durée de l'épisode de chômage et la qualité des issues au chômage. Certes la configuration de l'espace urbain en France se différencie assez nettement du cas américain, tant au sujet de la localisation des emplois qu'au sujet de la localisation des populations (Bessy-Pietri, 2000). Toutefois, le mode de fonctionnement et l'organisation spatiale des agences publiques de placement¹ (agences locales pour l'emploi, ALE), amènent les chômeurs à faire face à deux types de stratégies de recherche. La première stratégie que nous qualifierons de stratégie passive consiste, pour le demandeur d'emploi, à privilégier l'intermédiation publique d'une ALE dans la recherche d'un emploi. Les offres d'emploi sont alors distribuées sans coût par l'agence publique mais elles sont limitées à la zone de compétence spatiale de l'ALE dans laquelle est inscrit le chômeur. Dans ce cas, la distance spatiale de la recherche est limitée à la zone de compétence de l'ALE. La deuxième stratégie, appelée stratégie active par la suite, consiste pour le chômeur à étendre sa zone de recherche au delà de la zone de compétence de l'ALE et à mobiliser pour cela d'autres méthodes de recherche que la seule intermédiation publique (recours aux agences d'intérim, aux procédures marchandes, aux réseaux). Dans ce dernier cas, le chômeur peut avoir accès à des offres d'emplois qui ne sont pas recensées par l'ALE dont il dépend mais il doit supporter un coût de recherche d'autant plus fort que son horizon spatial sera étendu. Bien entendu, le choix d'une stratégie voire de la combinaison des deux relève d'un arbitrage avantages - coûts dans lequel la nature des contraintes spatiales supportées (proximité d'une ALE, proximité des emplois, moyens de transports, ...) sera décisif. Pour analyser l'influence de ce choix sur la durée de chômage et l'hétérogénéité des issues vers l'emploi, l'article est structuré comme suit.

La première section présente un modèle structurel de recherche dans lequel le salaire de réserve comme la décision d'augmentation de la distance de prospection sont endogènes. Après une présentation des données de l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi – Marchés locaux du travail » (TDE – MLT) de la DARES, la deuxième section propose un traitement économétrique préalable des biais d'endogénéité et de non-indépendance des choix alternatifs non pertinents issus de la procédure de choix des modes de recherche. Afin d'estimer les para-

1. Les 840 agences locales de l'agence nationale pour l'emploi (ANPE) implantées sur le territoire national français couvrent 398 bassins d'emploi. La notion de bassin d'emploi utilisée est celle définie par l'ANPE. Il s'agit de regrouper les différentes agences locales dont les zones de compétence sont incluses sur un même bassin d'emploi au sens INSEE afin de rapprocher l'activité de l'agence du fonctionnement effectif des marchés locaux de l'emploi. Les regroupements opérés portent essentiellement sur les grandes agglomérations où plusieurs agences locales se partagent un même grand bassin d'emploi. En ce qui concerne les villes moyennes, il existe une quasi-correspondance entre zone de compétence de l'agence et bassin d'emploi.

mètres structurels du modèle de recherche, l'écriture de la fonction de vraisemblance associée à l'expression du taux de hasard est alors présentée puis estimée dans la troisième section. La procédure d'estimation retenue permet de contrôler d'une part l'hétérogénéité des issues selon la nature du contrat d'embauche (contrat à durée indéterminée, contrat à durée déterminée, contrats aidés), le niveau de formation et l'effet sélectif de l'indemnisation chômage. La dernière section de l'article résume les principaux résultats obtenus.

1. LE MODÈLE STRUCTUREL DE RECHERCHE

1.1 *Notations et hypothèses*

La structure générale du modèle s'inspire des modèles de recherche à intensité de recherche endogène (Burdett et Mortensen, 1978; Mortensen, 1986; Fougère, Pradel et Roger, 1996). On suppose toutefois, ici, que la zone spatiale de prospection et le salaire de réserve sont endogènes. L'environnement de la recherche est stationnaire et deux états possibles sont considérés : le chômage et l'emploi. À chaque séquence de recherche de durée h , la probabilité de recevoir une offre de salaire est λh . Les propositions de salaire w sont issues d'un tirage aléatoire à partir d'une fonction de répartition $F(w)$ de densité $f(w)$. On suppose que les travailleurs sont neutres vis-à-vis du risque, leur horizon temporel est infini et leur taux de préférence pour le présent est noté ρ .

Le taux global d'arrivée des offres est gouverné par une loi de Poisson. Il se définit comme la combinaison de deux types de stratégies de recherche. D'une part, une stratégie « passive » par laquelle l'individu reçoit, à un taux λ_0 , les offres d'emploi proposées par l'agence publique de placement (ANPE) et limitées à la zone spatiale de compétence de l'ALE. D'autre part, la stratégie de recherche « active » par laquelle l'individu va, au delà de la zone de compétence administrative de l'agence locale de l'emploi dont il dépend, déterminer de manière optimale sa zone spatiale de prospection (d^*). Cette deuxième source d'arrivée des offres mobilise d'autres procédures de recherche (relations personnelles, procédures marchandes) que celle issue de l'intermédiation de l'ANPE. L'intensité des mises en relation de l'ANPE est d'autant plus élevée que le lieu de résidence est proche de l'agence locale de l'emploi et /ou que le chômeur réside à proximité d'un bassin d'emploi. Il dépend également des moyens mobilisés dans la recherche (intensité de la recherche, modes de recherche, ...) et d'un certain nombre de caractéristiques individuelles. Si l'on note x la distance domicile - ANPE, y la distance aux emplois (bassin d'emploi le plus proche), Z un vecteur représentatif des inputs de la recherche et des attributs individuels et efi l'efficacité individuelle de la recherche, il est possible de définir le taux global d'arrivée des offres comme suit :

$$\lambda = efi^{c_0} [a_0 \lambda_0 + b_0 d] \quad \text{avec } \lambda_0 = f(x, y, Z) \quad \text{où } \frac{\partial \lambda_0}{\partial x} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \lambda_0}{\partial y} < 0,$$

a_0 et b_0 sont des paramètres reflétant les effets respectifs de λ_0 et d sur λ , et c_0 est l'élasticité du taux d'arrivée des offres à l'efficacité de la recherche.

Comme Holzer, Ihlanfeldt et Sjoquist (1994), on suppose que dans la stratégie active de recherche, le choix de la distance de recherche (notée d) est, soit toujours supérieure à la distance domicile - travail acceptée dans le dernier emploi occupé (d_{-1}), soit strictement positive (cas de la primo-insertion). Au total : $0 < d_{-1} < d$. Comme la stratégie passive permet de recevoir des offres d'emploi sans supporter de coût de recherche spécifique, le coût instantané de la recherche est donc uniquement influencé par la distance de déplacement consentie dans le cadre de la stratégie active soit la fonction de coût de recherche suivante :

$$C_R(d) = A \cdot d^{1+\alpha} \quad \text{avec } 0 < \alpha < 1, A > 0$$

avec les propriétés suivantes : $C_R(0) = 0$; $C'_R(d) > 0$; $C''_R(d) > 0$.

Le coût de déplacement effectif domicile - travail supporté pour chaque emploi correspond à la valeur prise par la fonction de coût de prospection pour la distance « domicile - travail » \bar{d} de l'emploi accepté, après la mise en relation avec le poste vacant, soit $\bar{C} = C_R(\bar{d})$. On suppose donc que coût de déplacement dans la prospection et coût de déplacement dans l'emploi sont caractérisés par la même forme fonctionnelle. Au total, si d^* est la distance de prospection optimale déterminée par le chômeur - chercheur, on peut écrire :

$$\bar{C} = C_R(\bar{d}) < C_R(d^*) \quad \forall \bar{d}, 0 < \bar{d} < d^*.$$

1.2 Propriétés d'équilibre

Pour déterminer le salaire de réserve w^* et la distance optimale de recherche d^* , le problème d'optimisation dynamique auquel est confronté le travailleur représentatif est résolu en utilisant le principe d'optimalité de Bellman. Les individus maximisent leurs flux de revenus escomptés sous l'hypothèse que leurs décisions à toutes les séquences de recherche futures sont optimales.

La fonction valeur d'un chômeur est notée V et b est le montant des indemnités chômage perçues. La fonction valeur associée à l'acceptation d'un emploi au salaire w assorti d'un déplacement domicile - travail \bar{d} , s'écrit $W(w - \bar{C}, \bar{d})$. À chaque séquence de recherche h , un chômeur peut soit accepter un emploi soit le refuser et poursuivre la recherche. S'il accepte un emploi, sa fonction valeur s'écrit :

$$W(w - \bar{C}, \bar{d}) = \frac{w - \bar{C}}{\rho} \quad (1)$$

S'il poursuit la recherche, le chercheur d'emploi détermine la distance de recherche qui maximise sa fonction valeur soit :

$$V = \max_{d \geq 0} \left[\frac{(b - C_R(d))h}{1 + \rho \cdot h} + \frac{\lambda \cdot h}{1 + \rho \cdot h} \cdot E_w \left\{ \max [W(w - \bar{C}, \bar{d}); V] \right\} + \frac{1 - \lambda \cdot h}{1 + \rho \cdot h} \cdot V \right] \quad (2)$$

Le salaire de réserve w^* est celui qui, compte tenu du coût de déplacement domicile - travail associé à cet emploi, rend indifférent le chômeur entre accepter cet emploi sur tout le reste de sa durée de vie active ou refuser cet emploi et poursuivre la prospection soit :

$$w^* \text{ tel que } W(w^* - \bar{C}, \bar{d}) = V. \quad (3)$$

D'après (1), (2) et (3) et après regroupement on obtient :

$$w^* = b + \bar{C} - C_R(d) + \frac{\gamma(a_0 \lambda_0 + b_0 d)}{\rho} \cdot H(w^*) \quad (4)$$

$$\text{où } H(w^*) = \int_{w^*}^{\infty} (w - w^*) dF(w) = - \int_{w^*}^{w^*} [1 - F(w)] dw.$$

L'équation (4) définit une fonction implicite $\Phi(w^*, d) = 0$ à partir de laquelle on détermine les valeurs d'équilibre (w^*, d^*) (cf. Annexe 1).

TABLEAU 1

PROPRIÉTÉS DE STATIQUE COMPARATIVE DES CONDITIONS D'ÉQUILIBRE DU MODÈLE

	Paramètres d'intérêt		
	γ	x	y
Taux de hasard (θ)	+ -	+ -	+ -

Le taux de sortie du chômage (θ) est défini par le produit du taux d'arrivée des offres et la probabilité de recevoir une offre de salaire supérieure ou égale au salaire de réserve soit :

$$\theta = efi^{c_0}(a_0 \lambda_0 + b_0 d) \cdot [1 - F(w^*)]. \quad (5)$$

Les propriétés de statique comparative du taux de sortie du chômage sont directement conditionnées par les propriétés de statique comparative du système d'équation (5) (cf. annexe 2), soit :

$$\begin{aligned} \frac{d\theta}{d\lambda_0} &= efi^{c_0} a_0 (1 - F(w^*)) + efi^{c_0} b_0 (1 - F(w^*)) \frac{dd^*}{d\lambda_0} \\ &\quad - efi^{c_0} (a_0 \lambda_0 + b_0 d) f(w^*) \frac{dw^*}{d\lambda_0}, \end{aligned} \quad (6)$$

$$\frac{d\theta}{dd} = efi^{c_0} b_0 (1 - F(w^*)) - efi^{c_0} (a_0 \lambda_0 + b_0 d) f(w) \frac{dw^*}{dd}. \quad (7)$$

D'après (6) et (7), on peut conclure que les deux stratégies de recherche exercent des effets ambigus sur le taux de sortie du chômage. On note également que l'amélioration de l'efficacité individuelle de la recherche (*efi*) s'accompagne d'un élargissement de la zone optimale de prospection, mais augmente le salaire de réserve ce qui rend indéterminé l'effet total sur la probabilité instantanée de sortie de l'état de chômage (*cf.* annexe 2). De même, eu égard à la relation négative unissant le paramètre λ_0 aux indices de distance aux ALE (*x*) et aux emplois (*y*), on note qu'une augmentation du taux d'arrivée des offres par une plus forte proximité de l'agence publique de placement ou d'un bassin d'emploi amène le chômeur à augmenter ses exigences en matière salariale et à réduire sa distance de prospection (*cf.* annexe 2). L'effet total sur le taux de sortie du chômage est donc indéterminé.

2. PRÉSENTATION DE L'ÉCHANTILLON ET TRAITEMENT DE L'ENDOGENÉITÉ DES STRATÉGIES DE RECHERCHE

Face à l'ambiguïté de l'effet théorique de la distance de prospection sur le taux de sortie du chômage, une estimation économétrique de la fonction de vraisemblance associée au modèle structurel est proposée dans ce qui suit. À partir des données de l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi – Marchés locaux du travail » (TDE – MLT), (DARES, 1995), il s'agit d'identifier les paramètres structurels du modèle de recherche présenté à la section précédente. Cette enquête concerne une cohorte d'individus entrés au chômage en 1995 et interrogés chaque année jusqu'en 1998. Si toutes les classes d'âge et tous les niveaux de diplôme sont représentés au sein de la population enquêtée, on note cependant que 60 % des individus interviewés ont moins de 35 ans et près des trois quarts d'entre eux ont un niveau d'éducation inférieur ou égal à l'enseignement technique court. Au delà des caractéristiques individuelles, l'enquête TDE – MLT fournit des informations d'ordre spatial. Ainsi, 70 % des individus sont domiciliés à proximité d'une agence locale pour l'emploi mais 62 % d'entre eux habitent à plus de 15 km d'un bassin d'emploi. En outre, 67 % des individus disposent d'un véhicule. Durant la période d'observation, 74 % des individus ont retrouvé un emploi. Au cours de leur recherche d'emploi qui dure en moyenne dix mois, 63 % des individus ont déclaré rechercher leur emploi par l'intermédiaire de l'ANPE et ont donc adopté la stratégie passive; 80 % des personnes ont adopté une stratégie plus active en augmentant leur distance de prospection (déménagement ou acceptation d'une distance domicile - travail plus élevée que dans l'emploi précédent) et en mobilisant d'autres canaux de prospection (réseau, procédures marchandes, intérim).

On peut suspecter que le choix comme la combinaison de ces deux stratégies de prospection ne sont pas aléatoires et ce pour deux raisons : d'une part, ils peuvent

dépendre d'attributs personnels et de considérations spatiales et d'autre part, ils peuvent être dépendants du contexte dans lequel ils sont faits et notamment de l'existence d'une stratégie de prospection alternative. En amont de l'estimation des paramètres structurels du modèle de recherche, le traitement économétrique de la procédure de choix des stratégies doit permettre à la fois de tester si la règle de sélection peut être ignorée et si l'hypothèse d'interdépendance des alternatives non pertinentes est respectée. L'estimation d'un probit bivarié permet de répondre à cet objectif, soit l'estimation conjointe des deux équations de choix suivantes :

$$\begin{cases} ANPE_i = \beta'_{1i} X_{1i} + \varepsilon_{1i} \\ PROSP_i = \beta'_{2i} X_{2i} + \varepsilon_{2i} \end{cases}$$

où X_1 et X_2 sont les vecteurs de variables influençant respectivement le choix d'utiliser l'ANPE et le choix d'augmenter sa distance de prospection,

β_1 et β_2 donnent les effets respectifs de X_1 et X_2 ,

ε_1 et ε_2 sont les termes d'erreur avec $(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \rightarrow N(0, 0, 1, 1, \rho)$.

Les variables qui instrumentent le choix de la stratégie passive (recherche par l'intermédiaire de l'ANPE) sont les caractéristiques individuelles (sexe, nationalité, niveau d'éducation), le motif d'entrée au chômage, le fait de percevoir des indemnités chômage, le recours à l'intermédiation publique dans l'obtention de l'emploi précédent, les caractéristiques spatiales telles que la proximité des bassins d'emploi et de l'ALE, la zone d'emploi.

Pour expliquer le choix de la stratégie active (augmentation de la distance de prospection), nous testons l'effet des attributs individuels, de la composition de la famille, des modes alternatifs de prospection (réseau, procédures marchandes et intérim), des motifs d'entrée au chômage, des contraintes de ressources (perception d'allocations logement), des contraintes de déplacements (fait d'avoir une voiture ou non) et de la localisation géographique.

L'estimation du probit bivarié est réalisée en adoptant une correction de l'hétéroscédasticité (White, 1982) et donne les résultats consignés dans le tableau 2, dans lequel les effets marginaux ont également été calculés. Deux conclusions principales peuvent être tirées de ces résultats. Tout d'abord, on note que le coefficient ρ qui décrit la corrélation entre les termes d'erreur des deux équations n'est pas significativement différent de zéro. Aussi, on peut conclure à une indépendance du choix des stratégies de prospection et au respect de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes. Les stratégies de recherche d'emploi semblent donc être choisies sans tenir compte de l'existence d'autres alternatives sur le marché.

TABEAU 2

LES DÉTERMINANTS DU CHOIX DES STRATÉGIES DE PROSPECTION D'EMPLOI

	Coeffi- cients	Effets marginaux (1)	t de Student
STRATÉGIE PASSIVE : ANPE			
Constante	0,047		0,31 ^{ns}
FEMME : être de sexe féminin	0,111	0,185	1,91*
FRANC : être de nationalité française	-0,246	-0,091	-2,4**
DIPL1 : études primaires et 1 ^{er} cycle enseignement général	0,145	0,044	1,72*
DIPL2 : 2 ^e cycle enseignement général et enseignement technique court	0,210	0,064	3,03***
DIPL3 : enseignement technique long et enseignement supérieur	réf.	réf.	
DEMIS : entré au chômage suite à démission	0,055	0,170	0,60 ^{ns}
INDEMCHO : percevoir des indemnités chômage	0,023	0,070	0,35 ^{ns}
CENTRE1 : habiter à moins de 15 km d'une zone d'emploi	réf.	réf.	
CENTRE2 : habiter entre 15 et 45 km d'une zone d'emploi	0,034	0,055	0,33 ^{ns}
CENTRE3 : habiter à plus de 45 km d'une zone d'emploi	0,110	0,088	1,04 ^{ns}
INTPUB : a obtenu son précédent emploi par l'ANPE	0,608	0,168	6,12***
ANP1 : habiter à moins de 4 km d'une ALE	0,199	0,017	3,10***
ANP2 : habiter à plus de 4 km d'une ALE	réf.	réf.	
POISSY	-0,086	0,009	-0,77 ^{ns}
CERGY	-0,036	0,052	-0,34 ^{ns}
AIX	-0,113	-0,084	-0,93 ^{ns}
MARSEILLE	0,096	0,039	0,62 ^{ns}
LENS	0,283	0,133	2,80***

TABLEAU 2 (suite)

STRATÉGIE ACTIVE : PROSP			
Constante	0,704		3,54***
FEMME : être de sexe féminin	-0,097	0,0185	-1,46 ^{ns}
FRANC : être de nationalité française	-0,118	-0,091	-1,01 ^{ns}
ENFANT : avoir des enfants	-0,131	-0,021	-1,68*
PROMAR : utiliser les procédures marchandes	0,208	0,038	2,25**
ECOCON : passer des concours	0,102	0,013	0,46 ^{ns}
INTERI : utiliser les agences d'intérim	0,229	0,036	2,85***
RESEAU : utiliser les relations personnelles, professionnelles et famille	réf.	réf.	
ALLOCLOG : percevoir des allocations logement	-0,203	-0,034	-2,97***
CENTRE1 : habiter à moins de 15 km d'une zone d'emploi	réf.	réf.	
CENTRE2 : habiter entre 15 et 45 km d'une zone d'emploi	0,246	0,055	2,16**
CENTRE3 : habiter à plus de 45 km d'une zone d'emploi	0,342	0,088	2,92***
ANP1 : habiter à moins de 4 km d'une ALE	-0,274	0,017	-3,54***
ANP2 : habiter à plus de 4 km d'une ALE	réf.	réf.	
AUTO : Avoir une voiture	0,164	0,028	2,23**
POISSY	0,238	0,097	1,80*
CERGY	0,425	0,052	3,22***
AIX	-0,283	-0,084	-2,16**
MARSEILLE	0,048	0,039	0,27 ^{ns}
LENS	0,290	0,133	2,73***
ρ	-0,0091		-0,22 ^{ns}
Log de vraisemblance	-2 278,75		
Nombre d'observations	2 022		

NOTE : (1) Effets marginaux calculés pour $p(\text{ANPE} = 1, \text{PROSP} = 1)$

Le deuxième résultat important est que les estimations rendent compte de l'influence de plusieurs caractéristiques observables sur le choix des deux stratégies. On note que par référence aux études supérieures ou techniques longues (DIPL3), les autres niveaux d'éducation ont un impact positif sur la probabilité de recours à l'intermédiation de l'ANPE dans la recherche d'emploi. Ainsi, conformément aux résultats obtenus dans d'autres travaux (Adnett, 1987; Lizé, 1997), les services publics de placement sont plutôt utilisés par les moins diplômés. Ces intermédiaires fournissent en effet majoritairement des offres d'emploi peu qualifiées, adaptées aux compétences des individus peu diplômés. En outre, ils procurent des aides à la recherche dont le public cible est les demandeurs d'emploi à risque, c'est-à-dire les moins diplômés. Le sexe et la nationalité manifestent également des effets très discriminés sur le choix des deux alternatives de recherche d'emploi. L'obtention de l'emploi précédent par l'intermédiaire de l'ANPE semble engendrer un effet mémoire dans le choix de la stratégie passive de recherche d'emploi comme en témoigne le caractère très significatif de la variable INTPUB. Les variables de contraintes spatiales exercent un effet particulièrement significatif sur le choix de la stratégie de recherche. Le fait d'habiter à proximité d'une agence locale pour l'emploi (variable x) augmente la probabilité de rechercher un emploi par son intermédiaire et réduit la probabilité d'élargissement de la zone de prospection (stratégie active). Dans ce cas, le demandeur d'emploi ne doit pas engager de frais de transport importants rendant alors la stratégie de recherche passive très attractive en termes de coûts de prospection. Si le degré d'éloignement vis-à-vis des zones d'emploi (variable y) n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le choix de la stratégie passive, il conditionne en revanche très sensiblement et de manière positive la décision d'élargissement de la zone de recherche. Les résultats des estimations économétriques du tableau 2 renouent également avec les conclusions des travaux empiriques traitants du *spatial mismatch*. Ainsi, comme le notent Van den Berg et Gorter (1997), le fait d'avoir des enfants réduit la probabilité de choisir la stratégie de prospection dite active. L'adoption de cette stratégie nécessite en effet que les individus acceptent des temps de transport plus longs entre le domicile et l'emploi ou un déménagement qui peuvent apparaître comme plus contraignants lorsque la taille de la famille est plus élevée. Nos résultats confirment aussi que le coût de recherche lié à l'élargissement de la zone de prospection est atténué lorsque les individus disposent d'un véhicule personnel. On note aussi que les contraintes de ressources mesurées à partir du droit à l'allocation logement réduisent la probabilité de recours à la stratégie active.

Enfin, les résultats économétriques font également apparaître qu'en prenant comme référence le réseau social (relations personnelles et professionnelles), le recours aux agences d'interim et aux procédures marchandes améliore la probabilité d'augmenter la distance de prospection alors que le fait d'utiliser les réseaux au sein de l'école et de passer des concours ne manifeste pas d'effet statistiquement significatif. La recherche par des services d'interim suppose en effet l'acceptation implicite d'une certaine mobilité tant au niveau de la durée des contrats offerts qu'au niveau géographique.

Au total, si l'estimation économétrique du choix des deux stratégies de prospection (passive et active) réfute l'hypothèse d'interdépendance des choix, elle rend compte qu'elles ne sont pas choisies aléatoirement par les individus mais en fonction de plusieurs caractéristiques observables et notamment d'ordre spatial. Pour tenir compte de la règle de sélection endogène des stratégies, nous proposons de ne pas utiliser les variables binaires de choix dans l'estimation des paramètres structurels du modèle (ce qui conduirait à des résultats biaisés), mais d'introduire les probabilités estimées de choix de chacune des deux stratégies, calculées à partir de l'estimation du probit bivarié (Heckman et Robb, 1985). Une telle procédure permet d'obtenir un échantillon de plus de 3 300 probabilités estimées notées ANPEp et PROSPp, lesquelles servent alors d'instruments dans le modèle de durée pour corriger les biais de sélection. La méthode d'estimation en deux étapes retenue ici est susceptible de surestimer les écarts-types des variables explicatives de la durée de chômage. Une estimation en information parfaite (en une seule étape) pourrait permettre de régler parfaitement ce problème, mais au prix d'hypothèses fort restrictives, notamment sur la forme du hasard. Sachant qu'une perturbation de la matrice de variance - covariance peut être attendue notamment si les facteurs explicatifs du choix des stratégies de prospection (étape 1) influencent ceux de la durée de chômage (étape 2), cette situation peut s'apparenter à l'omission de facteurs explicatifs dans la deuxième étape. Or un tel problème est contrôlé de manière plus générale par la prise en compte des sources d'hétérogénéité inobservable par une loi Gamma lors de l'estimation de la fonction de vraisemblance.

3. ESTIMATION DES PARAMÈTRES STRUCTURELS DU MODÈLE ET ANALYSE DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ DES TRANSITIONS VERS L'EMPLOI

3.1 Méthode d'estimation

L'estimation de la fonction de vraisemblance associée au modèle de recherche présenté dans la première section peut permettre de lever l'ambiguïté quant à l'effet des stratégies de recherche sur le taux de hasard. Sachant que l'environnement de prospection est supposé stationnaire, les durées, notées t_i , doivent être distribuées selon une loi exponentielle qui assure que le taux de hasard est constant dans le temps. L'existence d'une censure à droite pour certaines observations de l'échantillon est contrôlée par une variable binaire notée c_i (où $c_i = 1$ pour les non censurés). Nous souhaitons également tenir compte de l'hétérogénéité des issues au chômage puisque l'individu peut accéder à un emploi à durée indéterminée (issue 1), à durée déterminée ou emploi saisonnier (issue 2) ou à un emploi aidé (issue 3). Un taux de hasard propre à chaque issue (et donc indicé de 1 à 3) est alors défini ainsi d'une variable binaire, d_{mi} , égale à un lorsque l'individu sort du chômage vers l'issue, m , considérée. La prise en compte de la multiplicité des issues au chômage peut cependant poser des problèmes d'identification si un modèle de durée à risques concurrents dépendants est estimé. Ces problèmes se rencontrent quand, comme dans notre cas, trop peu de variables explicatives de la

durée sont continues (ici, uniquement les salaires) (Han et Hausman, 1990). Aussi, comme le préconise Lancaster (1990), nous supposons que les issues sont indépendantes. Dans la mesure où les durées sont distribuées de manière exponentielle et donc que les hasards sont proportionnels, nous pouvons estimer, sous l'hypothèse d'indépendance des issues, une fonction de vraisemblance pour chaque issue, en considérant les autres observations comme censurées.

Un des reproches parfois adressé à la théorie de la recherche d'emploi est de supposer que le taux de sortie du chômage ne dépend que du comportement de recherche d'emploi et de négliger que des variables peuvent influencer directement le hasard. Pour dépasser cette limite, nous proposons de raisonner sur des sous-échantillons de la population enquêtée. Ces sous-groupes sont définis en fonction d'une double dimension : le niveau d'éducation et le fait de percevoir ou non des indemnités chômage. Ces deux dimensions ont été choisies car plusieurs études ont souligné l'effet marqué du diplôme et des allocations chômage (Dormont, Fougère, Prieto, 2001; Meyer, 1995) sur la durée de chômage. Trois niveaux d'éducation sont définis : le niveau 1 regroupe les individus ayant atteint au maximum le premier cycle d'enseignement général (DIPL1), le niveau 2 rassemble les individus ayant atteint l'enseignement technique court (DIPL2) et le niveau 3 regroupe les personnes ayant atteint l'enseignement technique long ou l'enseignement supérieur (DIPL3). Enfin, au delà de l'hétérogénéité individuelle observable, nous souhaitons aussi tester la présence possible de termes d'hétérogénéité inobservables, notés v_i . Nous introduisons alors une hétérogénéité inobservable de type gamma², si bien que l'on obtient (Greene, 1997) :

$$\begin{cases} \vartheta_i = \lambda[1 - F(w_i^*)] \\ f(t_i) = \vartheta_i \left[1 + \frac{1}{k} \vartheta_i t_i \right]^{-1} \\ S(t_i) = \left[1 + \frac{1}{k} \vartheta_i t_i \right]^{-k} \end{cases}$$

où $\frac{1}{k}$ est la variance gamma.

Enfin, pour simuler les salaires offerts nous avons retenu la forme fonctionnelle générale suggérée par Singh et Maddala (1976) selon laquelle les salaires sont distribués selon une loi F de paramètres ξ_1, ξ_2 et ξ_3 , telle que :

$$1 - F(w_i) = \frac{1}{(1 + \xi_1 w_i^{\xi_2})^{\xi_3}}.$$

2. v suit une loi gamma de moyenne 1 et de variance $\frac{1}{k}$, de sorte que : $g(v) = \frac{k^k}{\Gamma(k)} e^{-kv} v^{k-1}$.

Outre le fait qu'une telle spécification est souvent retenue dans la littérature pour ses qualités prédictives (Singh et Maddala, 1976; Mc Donald, 1984; Dickens, Machin et Manning, 1998), le choix de cette distribution de probabilité est motivé par le fait qu'elle permet de soumettre aux faits deux points importants :

premièrement, dans la plupart des études empiriques, le choix des distributions de salaires est arbitraire, sans que soit réalisé de test sur la validité d'un tel choix. La distribution de Singh-Maddala offre un test d'englobement en ce sens que le recours au test de restriction linéaire $\hat{\xi}_3 = 1$ permet d'accepter l'hypothèse log-logistique de la distribution des salaires au sein d'une famille plus large de lois paramétriques;

deuxièmement, cette forme paramétrique est communément adoptée pour représenter les salaires, en raison de la probable non-monotonie de leur distribution³. En effet, le taux de hasard associé à la distribution proposée par Singh et Maddala permet d'évaluer un seuil de salaire au delà duquel la probabilité de croissance du salaire diminue. Ce seuil est égal à :

$$S = \left(\frac{\xi_2 - 1}{[1 - \xi_2(1 - \xi_3)] \xi_1} \right)^{\frac{1}{\xi_2}}.$$

Si la distribution des salaires s'avère être de type log-logistique ($\hat{\xi}_3 = 1$) et que $\xi_2 > 1$, la non-monotonie du taux de hasard permet d'évaluer un seuil unique, S_L , égal à :

$$S_L = \left(\frac{\xi_2 - 1}{\xi_1} \right)^{\frac{1}{\xi_2}}.$$

Au delà de la distribution des salaires, l'efficacité individuelle de la recherche d'emploi n'est, par nature, pas directement observable. On a considéré que le nombre d'entretiens obtenus au cours de la prospection est une fonction croissante de l'effort de recherche (nombre d'heures consacrées à la recherche) et de l'efficacité individuelle dans la prospection. Les informations disponibles dans l'enquête sur le nombre d'entretiens et l'effort de recherche ont permis de construire un indice qualitatif d'efficience codé de 1 à 3.

Compte tenu de l'ensemble de ces hypothèses, la fonction de vraisemblance associée à chaque issue m ($m = 1, 2, 3$) est donnée par :

3. La représentation graphique, par le biais d'un histogramme, des salaires offerts observés semble accréditer la thèse d'une non-monotonie de la distribution des salaires.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n c_i d_{mi} c_0 \ln EFL_i + c_i d_{mi} \ln [a_0 ANP_{pi} + b_0 PROSP_{pi}] - c_i d_{mi} \xi_3 \ln (1 + \xi_1 w_i^{\xi_2}) \\ - (c_i d_{mi} + k(1 - c_i)) \ln \left[1 + \frac{1}{k} \left[EFL_i^{c_0} (a_0 ANP_{pi} + b_0 PROSP_{pi}) \left(\frac{1}{(1 + \xi_1 w_i^{\xi_2})^{\xi_3}} \right) \right] t_i \right].$$

L'utilisation de la technique du maximum de vraisemblance permet d'estimer les paramètres structurels du modèle, soit :

a_0 , c'est-à-dire l'effet de la stratégie passive (recherche par le canal ANPE);

b_0 , l'effet de la stratégie active (augmentation de la distance de prospection);

c_0 qui décrit l'effet de l'efficacité individuelle de la recherche d'emploi;

ξ_1 , ξ_2 et ξ_3 les paramètres de la distribution des salaires;

$\frac{1}{k}$ la variance de la loi gamma qui régit la distribution des termes d'hétérogénéité inobservable

3.2 Les résultats économétriques

Les résultats de l'estimation de la fonction de vraisemblance pour les trois issues et pour chaque sous-échantillon sont consignés dans le tableau 3. La variance gamma $\frac{1}{k}$ est significativement différente de zéro uniquement pour les individus non indemnisés accédant au CDI (issue 1) et pour ceux qui ont perçu une allocation chômage et accédant aux emplois aidés (issue 3). Il semble donc que des variables inobservées (motivation, inadéquation formation-emploi, etc.) influencent la durée mais uniquement pour les issues «extrêmes», c'est-à-dire les emplois les plus stables et les emplois aidés et pour des situations particulières vis-à-vis de l'indemnisation chômage.

Avant de commenter l'effet estimé des stratégies de prospection individuelle, mettons l'accent sur les résultats obtenus concernant la distribution des salaires. Tout d'abord, le test statistique de l'hypothèse $\hat{\xi}_3 = 1$ a permis de ne pas rejeter cette hypothèse. Nous pouvons donc conclure que les salaires peuvent être modélisés selon une loi log-logistique. En outre, les estimations font apparaître, dans tous les cas, un seuil dans la distribution des salaires ($\hat{\xi}_2 > 1$). Une fois les seuils évalués, il est même possible d'observer une hiérarchie dans ceux-ci en fonction de l'issue au chômage. En effet, ils sont positivement reliés avec le niveau de stabilité de l'emploi obtenu. On constate par exemple que pour les personnes indemnisées ayant un niveau d'éducation inférieur ou égal au premier cycle d'enseignement général (DIPL1), le seuil estimé de la distribution des salaires est 31 % plus élevé lorsque ces individus accèdent à un CDI par rapport à un contrat aidé. Ce résultat confirme donc l'existence de fortes disparités dans les trajectoires salariales selon le type de contrat de travail obtenu.

Commentons à présent l'effet de l'efficience individuelle de la prospection c_0 . De manière attendue, cette caractéristique est négativement liée à la durée de chômage. Mais, cet effet est d'autant plus marqué que l'issue au chômage est un contrat stable, que les individus ne perçoivent pas d'indemnités chômage et ont un niveau d'éducation élevé.

Enfin, les estimations économétriques permettent surtout de lever l'ambiguïté concernant l'effet des deux stratégies de prospection sur la durée de chômage, la règle de sélection de ces stratégies étant prise en compte. Il semble ressortir des résultats que l'arbitrage opéré par le chercheur d'emploi entre stratégie active et stratégie passive, arbitrage nous l'avons vu indépendant du contexte dans lequel il est réalisé mais fortement corrélé aux caractéristiques individuelles (*cf.* tableau 2), exerce un effet particulièrement discriminant quant à la qualité de l'emploi retrouvé (CDI, CDD, Contrat Aidé). Ainsi, rechercher un emploi par l'intermédiaire de l'ANPE (stratégie passive) se révèle être particulièrement efficace pour les individus peu diplômés accédant à un emploi aidé, comme en témoignent les valeurs élevées et statistiquement significatives du paramètre a_0 . En revanche, pour les individus ayant un diplôme supérieur au 1^{er} cycle d'enseignement général et accédant à un CDI, cette stratégie peut n'avoir aucun impact (sous-échantillon DIPL2) ou avoir un impact positif sur la durée de séjour dans l'état de chômage (sous-échantillon DIPL3). Ce résultat peut rendre compte d'une relative double spécialisation de l'ANPE en tant que service public de placement, dans l'insertion des peu diplômés et dans l'accès aux emplois aidés. Sur la base des résultats obtenus dans le tableau 3, on note enfin que l'indemnisation chômage ne semble pas manifester d'effet discriminant particulièrement marqué sur l'efficacité relative du choix des stratégies active et passive de recherche.

Parallèlement, la stratégie alternative consistant à élargir son horizon de prospection en mobilisant d'autres canaux de recherche que l'ANPE permet d'accéder plus rapidement à l'emploi, quel que soit l'emploi considéré et les sous-groupes étudiés. Tous les individus ont donc intérêt à chercher un emploi au delà de la zone desservie par l'ALE, cette stratégie, en dépit de coûts de prospection plus élevés, permettant de recevoir plus d'offres d'emploi et donc de rester moins longtemps au chômage. Cette stratégie active semble être plus efficace pour accéder aux emplois en CDI et CDD, notamment pour les personnes ayant un niveau d'éducation élevé.

À partir des estimations obtenues pour chaque strate de l'échantillon, nous avons simulé les valeurs des durées de chômage prédites par le modèle. Celles-ci sont présentées dans le tableau 4 et comparées aux valeurs observées des durées de chômage mesurées pour chacune des issues.

TABLEAU 3
ESTIMATION DES PARAMÈTRES STRUCTURELS DU MODÈLE THÉORIQUE DE RECHERCHE D'EMPLOI. EFFETS SUR LA DURÉE DE CHÔMAGE

		PREMIER CYCLE D'ENSEIGNEMENT GÉNÉRAL (DIPL1)				ENSEIGNEMENT TECHNIQUE COURT (DIPL2)				ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR (DIPL3)			
		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ	
		Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type
CDI	a_0	-0,002	$0,983E-3^{**}$	-0,007	$0,003^{**}$	-0,015	$0,010^{ns}$	0,011	$0,008^{ns}$	0,009	$0,004^{**}$	0,025	$0,011^{**}$
	b_0	-2,076	$1,102^*$	-2,008	$1,012^{**}$	-2,214	$1,109^{**}$	-2,287	$1,014^{**}$	-2,512	$1,198^{**}$	-2,523	$1,201^{**}$
	c_0	-0,602	$0,237^{***}$	-0,667	$0,278^{**}$	-0,712	$0,351^{**}$	-0,727	$0,360^{**}$	-0,864	$0,326^{***}$	-0,898	$0,332^{***}$
	σ_1	0,61E-5	$0,32E-5^*$	0,62E-5	$0,32E-5^*$	0,57E-5	$0,30E-5^*$	0,55E-5	$0,29E-5^*$	0,50E-5	$0,26E-5^*$	0,48E-5	$0,27E-5^*$
	σ_2	1,102	$0,007\text{¤}$	1,102	$0,009\text{¤}$	1,101	$0,008\text{¤}$	1,101	$0,006\text{¤}$	1,103	$0,005$	1,102	$0,007\text{¤}$
	σ_3	1,067	$0,054^\circ$	1,059	$0,056^\circ$	1,061	$0,041^\circ$	1,075	$0,058^\circ$	1,059	$0,041^\circ$	1,062	$0,039^\circ$
	$1/k$	0,094	$0,067^{ns}$	0,101	$0,049^{**}$	0,109	$0,078^{ns}$	0,099	$0,041^{**}$	0,099	$0,075^{ns}$	0,100	$0,045^{**}$
	S	6 898,33		6 752,18		7 345,07		7 501,23		8 134,91		8 508,06	
	$\ln L$	-786,90		-734,03		-861,87		-1062,50		-905,86		-999,65	
	N	482		783		1 152		1 795		764		802	
CDD	a_0	-0,090	$0,042^{**}$	-0,087	$0,041^{**}$	-0,044	$0,012^{***}$	-0,043	$0,014^{***}$	-0,013	$0,006^{**}$	-0,012	$0,005^{**}$
	b_0	-1,498	$0,740^{**}$	-1,407	$0,593^{**}$	-1,629	$0,536^{***}$	-1,631	$0,541^{***}$	-1,789	$0,677^{***}$	-1,787	$0,774^{**}$
	c_0	-0,410	$0,204^{**}$	-0,426	$0,198^{**}$	-0,517	$0,214^{**}$	-0,544	$0,226^{**}$	-0,578	$0,282^{**}$	-0,596	$0,261^{**}$
	σ_1	0,64E-5	$0,33E-5^*$	0,65E-5	$0,34E-5^*$	0,61E-5	$0,33E-5^*$	0,61E-5	$0,32E-5^*$	0,57E-5	$0,26E-5^*$	0,58E-5	$0,32E-5^*$
	σ_2	1,104	$0,008\text{¤}$	1,105	$0,009\text{¤}$	1,103	$0,010\text{¤}$	1,104	$0,009\text{¤}$	1,104	$0,013\text{¤}$	1,103	$0,011\text{¤}$
	σ_3	1,058	$0,037^\circ$	1,061	$0,045^\circ$	1,059	$0,037^\circ$	1,046	$0,031^\circ$	1,053	$0,037^\circ$	1,060	$0,043^\circ$
	$1/k$	0,004	$0,003^{ns}$	0,002	$0,003^{ns}$	0,029	$0,022^{ns}$	0,025	$0,017^{ns}$	0,001	$0,002^{ns}$	0,006	$0,004^{ns}$
	S	6 604,15		6 534,82		6 914,20		7 115,06		7 156,74		7 034,07	
	$\ln L$	-671,89		-792,35		-1 899,97		-2 091,04		-940,96		-939,18	
	N	482		783		1 152		1 795		764		802	

TABLEAU 3 (suite)

		PREMIER CYCLE D'ENSEIGNEMENT GÉNÉRAL (DIPL1)				ENSEIGNEMENT TECHNIQUE COURT (DIPL2)				ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR (DIPL3)			
		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ	
		Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type	Coeffi- cient	Écart- type
AIDE	a_0	-4,006	1,608**	-4,012	1,567***	-1,014	0,516**	-1,011	0,484**	-0,209	0,096**	-0,192	0,087**
	b_0	-0,001	0,48E-3**	-0,003	0,001***	-0,351	0,111***	-0,365	0,161**	-0,617	0,281**	-0,619	0,268**
	c_0	-0,062	0,032**	-0,079	0,038*	-0,099	0,048**	-0,149	0,073**	-0,184	0,083**	-0,194	0,098**
	ξ_1	0,92E-5	0,49E-5*	0,92E-5	0,48E-5*	0,78E-5	0,42E-5*	0,76E-5	0,39E-5*	0,70E-5	0,36E-5*	0,70E-5	0,38E-5*
	ξ_2	1,110	0,015 α	1,109	0,007 α	1,108	0,009 α	1,108	0,008 α	1,107	0,009 α	1,106	0,010 α
	ξ_3	1,067	0,051°	1,054	0,031°	1,068	0,043°	1,059	0,030°	1,052	0,042°	1,061	0,046°
	1 / k	0,198	0,053***	0,206	0,143 ^{ns}	0,187	0,069***	0,193	0,124 ^{ns}	0,104	0,032***	0,109	0,078 ^{ns}
	S	4 759,83		4 768,95		5 536,28		5 601,08		5 915,39		6 054,41	
	ln L	-672,99		-801,18		-1 902,06		-2 100,09		-902,83		-912,01	
	N	482		783		1 152		1 795		764		802	

NOTE : *** : significativement différent de zéro à 1 %; ** : significativement différent de zéro à 5 %; * : significativement différent de zéro à 10 %;
ns : non significativement différent de zéro; α : significativement supérieur à 1; ° : significativement non différent de 1; NB1 : 0,983E-3 = 0,000983;
NB2 : S = seuil dans la distribution des salaires, calculé après arrondis à 8 chiffres après la virgule des coefficients ξ_1 et ξ_2 ;
NB3 : CDI = contrat à durée indéterminée (issue 1), CDD = contrat à durée déterminée (issue 2), AIDE = contrat aidé (issue 3).

TABLEAU 4

DURÉES MOYENNES DE CHÔMAGE OBSERVÉES ET PRÉDITES PAR LE MODÈLE

	DIPL1				DIPL2				DIPL3			
	INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ		INDEMNISÉ		NON-INDEMNISÉ	
	Obs	Préd	Obs	Préd.	Obs	Préd.	Obs	Préd.	Obs	Préd.	Obs	Préd.
CDI	9,18	9,24	5,80	5,74	8,82	8,63	4,72	4,72	8,91	8,88	4,26	4,25
CDD	8,07	7,94	6,06	6,79	7,25	7,06	4,98	5,10	6,72	6,78	4,75	4,85
AIDE	11,15	10,78	10,20	10,50	11,05	11,12	9,43	9,34	14,0	15,0	8,80	8,76

NOTE : DIPL1 : premier cycle enseignement général; DIPL2 : enseignement technique court; DIPL3 : enseignement technique long.

On note que les prédictions du modèle sont pour l'essentiel très proches des durées moyennes de chômage observées pour chacune des issues, résultat qui plaide en faveur d'une bonne spécification du modèle. Bien que les données disponibles ne nous aient pas permis de contrôler l'effet du niveau comme de l'ancienneté de l'indemnisation, les résultats obtenus montrent que les chômeurs indemnisés enregistrent des durées de séjour plus longues dans l'état de chômage. Cet effet est observable pour toutes les issues et ce quel que soit le niveau de diplôme. Concernant les indemnisés, la durée de chômage est d'autant plus faible que le niveau de diplôme est élevé, sauf pour les issues vers les contrats aidés, où la durée de chômage prédite augmente avec le diplôme. Ce résultat semble conforme aux conditions d'entrée dans ce dispositif qui concerne principalement les faiblement diplômés et les chômeurs de longue durée. On note également que l'indemnisation affecte la hiérarchie des durées de chômage enregistrées selon les issues. En effet, pour la population indemnisée, les durées de chômage les plus courtes (entre 6,78 mois pour les plus diplômés à 7,94 mois pour les moins diplômés) sont enregistrées dans les transitions vers les CDD. En revanche pour les non-indemnisés, les durées de chômage les plus courtes (4,25 mois pour les plus diplômés contre 5,74 mois pour les moins diplômés) sont observées dans les transitions vers les CDI. Enfin, c'est l'accès aux contrats aidés qui manifeste les durées de chômage les plus longues, et ce quel que soit le niveau de diplôme. Ce type de trajectoire qui concerne pour l'essentiel des actifs faiblement qualifiés, des femmes et des chômeurs les plus jeunes ou les plus âgés, est caractéristique d'un processus d'insertion difficile dans lequel épisodes de chômage relativement long alternent avec des séquences d'emplois précaires (Pignoni et Poujouly, 1999).

CONCLUSION

Cet article présente un modèle de recherche d'emploi dans lequel la zone spatiale de prospection comme le salaire de réserve sont endogènes. Les résultats théoriques identifient un effet total ambigu sur le taux de sortie du chômage entre l'influence de la distance à l'ANPE, de la distance aux emplois et de l'efficacité individuelle de la recherche. En effet, si la proximité spatiale de l'agence publique de placement et des emplois exerce un effet direct positif sur la probabilité de sortie de l'état de chômage, en revanche les effets indirects sur le salaire de réserve et sur la distance optimale de recherche jouent négativement.

Une estimation microéconométrique des paramètres structurels du modèle est réalisée à partir des données individuelles de l'enquête « Trajectoires des demandeurs d'emploi – Marchés locaux du travail » de la DARES. En amont de cette estimation, la procédure de choix des stratégies de recherche est analysée de manière à tester la probable sélectivité des choix et l'hypothèse d'indépendance des choix alternatifs non pertinents. Puis, les paramètres structurels du modèle sont estimés en adoptant une procédure d'estimation qui permet de contrôler à la fois les biais d'endogénéité du choix des stratégies de recherche, l'hétérogénéité des issues selon la nature du contrat d'embauche (CDI, CDD, contrats aidés) et l'hétérogénéité inobservable. Les estimations sont en outre menées sur des sous-groupes définis en fonction du niveau de diplôme et de la situation face à l'indemnisation chômage.

Les résultats économétriques font apparaître d'une part que l'arbitrage opéré par le chercheur d'emploi entre stratégie active de recherche et stratégie passive est indépendant du contexte dans lequel il est réalisé mais fortement corrélé aux caractéristiques individuelles et aux contraintes spatiales. D'autre part cet arbitrage exerce un effet particulièrement discriminant quant à la qualité de l'emploi retrouvé (CDI, CDD, contrat aidé). Ainsi, rechercher un emploi par l'intermédiaire de l'ANPE (stratégie passive) se révèle être plus efficace pour les individus peu diplômés accédant à un emploi aidé. En revanche, la stratégie active d'élargissement de l'horizon de la recherche a un effet toujours positif sur le hasard, mais d'autant plus marqué que le niveau de diplôme est élevé et que l'issue au chômage est stable.

ANNEXE 1

DÉTERMINATION DES SOLUTIONS (w^* , d^*) DU SYSTÈME S

La différenciation de l'équation (4) permet d'écrire le système suivant :

$$(S) \begin{cases} C'_R(d) = \frac{efi^{c_0} b_0}{\rho} H(w), \\ C_R(d) - \frac{1}{b_0} (a_0 \lambda_0 + b_0 d) C'_R(d) = b + \bar{C} - w^*. \end{cases}$$

Le système (S) admet une solution unique, soit les valeurs optimales du salaire de réserve (w^*) et de la zone spatiale optimale de prospection (d^*) suivantes :

$$d^* = \left[\frac{efi^{c_0} b_0}{\rho A(1 + \alpha)} H(w) \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (i)$$

et

$$w^* = b + \bar{C} - A d^\alpha \left[d - \frac{1}{b_0} (a_0 \lambda_0 + b_0 d) (1 + \alpha) \right]. \quad (ii)$$

Les propriétés du premier et du second ordre de ces expressions permettent d'écrire :

$$\frac{\partial w^*}{\partial d} = A \alpha (1 + \alpha) d^{\alpha-1} \left[\frac{a_0}{b_0} \lambda_0 + d \right] > 0,$$

$$\frac{\partial^2 w^*}{\partial d^2} = A \alpha (1 + \alpha) d^{\alpha-2} \left[\alpha d - (1 - \alpha) \frac{a_0}{b_0} \lambda_0 \right],$$

$$\frac{\partial^2 w^*}{\partial d^2} = 0 \Leftrightarrow d = \hat{d} = \frac{a_0 \lambda_0 (1 - \alpha)}{b_0 \alpha},$$

$$\frac{\partial^2 w^*}{\partial d^2} > 0 \Leftrightarrow d > \hat{d} \quad \text{et} \quad \frac{\partial^2 w^*}{\partial d^2} < 0 \Leftrightarrow d < \hat{d}.$$

La fonction admet un point d'inflexion pour une valeur seuil de la distance de prospection \hat{d} . Soit d'après (i)

$$\frac{\partial d^*}{\partial w} = -\frac{Z}{\alpha} \cdot [H(w)]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \cdot [1 - F(w)] < 0$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \lim_{w \rightarrow \infty} d^* = 0 \\ \lim_{w \rightarrow 0} d^* = \infty \end{array} \right.$$

d'où

$$\frac{\partial^2 d^*}{\partial w^2} = \frac{Z}{\alpha} \cdot [H(w)]^{\frac{1-2\alpha}{\alpha}} \cdot \left\{ H(w) \cdot f(w) - [1 - F(w)] \frac{(1-\alpha)}{\alpha} \right\} > 0$$

$$\text{avec } Z = \left[\frac{efi^{c_0} b_0}{\rho \cdot A(1 + \alpha)} \right]^{\frac{1}{\alpha}}.$$

Sous ces conditions, le système (S) admet une solution (w^*, d^*) unique.

ANNEXE 2

STATIQUE COMPARATIVE

$$\frac{dw^*}{defi} = \frac{c_0 efi^{c_0-1} [a_0 \lambda_0 + b_0 d]}{efi^{c_0} [1 - F(w)] [a_0 \lambda_0 + b_0 d] + \rho} > 0 ;$$

$$\frac{dd^*}{defi} = \frac{c_0 efi^{c_0-1} b_0 H(w)}{C_R'(d) [efi^{c_0} [1 - F(w)] [a_0 \lambda_0 + b_0 d] + \rho]} > 0 ;$$

$$\frac{dw^*}{d\lambda_0} = \frac{\rho a_0 \cdot C_R'(d)}{b_0 [efi^{c_0} [1 - F(w)] [a_0 \lambda_0 + b_0 d] + \rho]} > 0 ;$$

$$\frac{dd^*}{d\lambda_0} = \frac{-efi^{c_0} [1 - F(w)] \cdot a_0 C_R'(d)}{b_0 C_R''(d) \cdot [efi^{c_0} [1 - F(w)] [a_0 \lambda_0 + b_0 d] + \rho]} < 0 ;$$

$$\frac{d\theta}{dx} = \frac{d\theta}{d\lambda_0} \cdot \frac{d\lambda_0}{dx} \quad \text{et} \quad \frac{d\theta}{dy} = \frac{d\theta}{d\lambda_0} \cdot \frac{d\lambda_0}{dy} \quad \text{avec} \quad \frac{d\lambda_0}{dx} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{d\lambda_0}{dy} < 0 .$$

BIBLIOGRAPHIE

- ADNETT, N. J. (1987), « State Employment Agencies and Labour Market Efficiency », *Journal of Development Economics*, 12 : 327-340.
- BESSY-PIETRI, P. (2000), « Les formes récentes de la croissance urbaine », *Économie et Statistique*, 336(6) : 35-52.
- BONNAL, L., D. FOUGÈRE et A. SERANDON (1995), « L'impact des dispositifs d'emploi sur les jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales », *Économie et Prévision*, 115 : 1-28.
- BURDETT, K. et D.T. MORTENSEN (1978), « Labor Supply under Uncertainty », *Research in Labor Economics*, 2 : 109-158.
- DICKENS, R., S. MACHIN et A. MANNING (1998), « Estimating the Effect of Minimum Wages on Employment from the Distribution of Wages: A Critical View », *Labour Economics*, 5 : 109-134.
- DORMONT, B., D. FOUGÈRE et A. PRIETO (2001), « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Économie et Statistique*, 343(3) : 3-28.
- FOUGÈRE, D., J. PRADEL et M. ROGER (1996), « Intensité de recherche d'emploi et taux de sortie du chômage : une analyse économétrique sur données individuelles », *13^{es} Journées de micro-économie appliquée*.
- GREENE, W. (1997), *Econometric Analysis*, 3^e édition, Prentice Hall.
- HAN, A. et J.A. HAUSMAN (1990), « Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models », *Journal of Applied Econometrics*, 5 : 1-28.
- HECKMAN, J.J. et R.J. ROBB (1985), « Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions: An Overview », *Journal of Econometrics*, 30(1-2) : 239-267.
- HOLZER, H.J., K.R. IHLANDFELD et D.L. SJOQUIST (1994), « Work, Search and Travel among White and Black Youth », *Journal of Urban Economics*, 35 : 320-345.
- KAIN, J. (1992), « The Spatial Mismatch Hypothesis Three Decades Later », *Housing Policy Debate*, 3 : 371-462.
- LANCASTER T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, New York, Cambridge University Press.
- LE JEANNIC, TH. (1996), « Une nouvelle approche territoriale de la ville », *Économie et Statistique*, 294-295 : 25-45.
- LIZÉ, L. (1997), « L'ANPE comme intermédiaire sur le marché du travail », *Les intermédiaires de l'insertion, Cahiers du CEE*, 36 : 183-233.
- MCDONALD, J.B. (1984), « Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income », *Econometrica*, 52(3) : 647-664.
- MEYER, B.D. (1995), « Lessons from the US Unemployment Insurance Experiments », *Journal of Economic Literature*, XXXIII : 91-131.
- MORTENSEN, D.T. (1986), « Job Search and Labor Market Analysis », in O. ASHENFELTER et R. LAYARD (éds), *Handbook of Labor Economics*, Chap. 15, vol. 2.

- NICKELL, S. (1997), « Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America », *Journal of Economic Perspectives*, 11(3) : 55-74.
- NICKELL, S. (1998), « Unemployment: Questions and Some Answers », *The Economic Journal*, 108 (mai) : 802-816.
- PETRONGOLO, B. et E. WASMER (1999), « Appariements des marchés régionaux du travail : une comparaison France-Grande-Bretagne », in M. CATIN, J.Y. LESUEUR et Y. ZENOU (éds), *Emploi, concurrence et concentrations spatiales*, Éd. Economica Paris, p. 39.
- PIGNONI, M.T. et C. POUJOULY (1999), « Trajectoires professionnelles et récurrence du chômage », *Premières informations et premières synthèses*, DARES, 14.3, 04.
- ROGERS, C.L. (1997), « Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch Hypothesis », *Journal of Urban Economics*, 42 : 109-132.
- ROUWENDAL, J. (1999), « Spatial Job Search and Commuting Distances », *Regional Science and Urban Economics*, 29 : 491-517.
- SINGH, S.K. et G.S. MADDALA (1976), « A Function for Size Distribution of Incomes », *Econometrica*, 44(5) : 962-970.
- VAN DEN BERG, G.J. et C. GORTER (1997), « Job Search and Commuting Time », *Journal of Business and Economics Statistics*, 15(2) : 269-281.
- WERQUIN, P. (1997), « 1986-1996 : Dix ans d'intervention publique sur le marché du travail des jeunes », *Économie et Statistiques*, 304-305 : 121-136.
- WHITE, H. (1982), « Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models », *Econometrica*, 53 : 1-6.
- ZÉNOU, Y. (2000), « Unemployment in Cities », in J.-M. HURIOT et J.-F. THISSE (éds), *Economics of Cities*, New York, Cambridge University Press, p. 343-389.